

Arbeitsmarktinstitutionen und Arbeitslosigkeit: Stand der wissenschaftlichen Diskussion

Camille Logeay
clogeay@diw.de

Seit geraumer Zeit besitzt die Reform des Arbeitsmarktes in Deutschland eine hohe wirtschaftspolitische Priorität. Neben finanziellen Einsparungen erhofft man sich eine höhere Flexibilität auf dem Arbeitsmarkt bei gesteigerter Effizienz der Sozialsysteme. Auf längere Sicht sollen hierdurch mehr Wachstum und Beschäftigung entstehen.

Von zentraler Bedeutung ist dabei die Frage, inwieweit institutionelle Gegebenheiten Rigiditäten und Ineffizienzen auf dem Arbeitsmarkt begründen. Im vorliegenden Bericht werden mit Blick auf Deutschland fünf neuere empirische Studien vorgestellt, die sich dieser Frage gewidmet haben.

Es zeigt sich, dass makroökonomische Schocks den Anstieg der Arbeitslosigkeit in Deutschland von Mitte der 70er bis Mitte der 90er Jahre zu einem wesentlichen Teil erklären. Arbeitsmarktinstitutionen haben nach diesen Ergebnissen nur insofern einen Einfluss auf die Arbeitslosigkeit, als sie auf die Lohnbildung wirken und das Niveau der Lohnersatzleistung bestimmen. Simulationen mit diesen Modellen für Deutschland zeigen, dass weder die stärkere Regulierung des Arbeitsmarktes bis in die 70er Jahre noch die Deregulierung seither einen nennenswerten Einfluss auf den Pfad der Arbeitslosigkeitsentwicklung hatten.

Zur Flexibilisierung des Arbeitsmarktes in Deutschland

Aus Sicht der OECD wie auch aus der des IWF, des Sachverständigenrates und vieler anderer¹ ist eine Deregulierung am Arbeitsmarkt dringend erforderlich, um das Problem der hohen und vor allem einer über den Konjunkturzyklus hinweg steigenden Arbeitslosigkeit zu bekämpfen. Die OECD vertritt hier eine vergleichsweise nuancierte Meinung und betont in ihrem neuen Wirtschaftsausblick² – wie zuvor schon in früheren Veröffentlichungen – die Komplementarität von makroökonomischem Rahmen und Arbeitsmarktinstitutionen. Diese Sichtweise entspricht der vor allem von Blanchard und Wolfers³ vertretenen These, nach der die Ursache einer Erhöhung der Arbeitslosigkeit zwar primär in makroökonomischen Schocks wie einer Produktivitätsverlangsamung oder einer Realzinserhöhung zu finden ist, die institutionellen Gegebenheiten aber das Ausmaß der Wirkungen dieser Schocks prägen. Bei einem geeigneten institutionellen Rahmen, in dem die Anreize zur Aufnahme von Arbeit hoch sind, lassen sich die negativen Beschäftigungswirkungen derartiger Schocks leichter überwinden. Entscheidend ist demnach, ob die gegebenen institutionellen Rahmenbedingungen die Arbeitsmarktflexibilität stützen oder hemmen.

Damit weichen diese Überlegungen vom neoklassischen Marktmodell ab, in dem vollkommene Information herrscht und das gehandelte Gut perfekt teilbar ist. So weist Blanchard⁴ darauf hin, dass ein für heutige Verhältnisse sehr flexibler und deregulierter Arbeitsmarkt, wie es ihn in Europa bis zum Anfang des 20. Jahrhunderts gab, die Krise von 1929, also eine lang andauernde Massenarbeitslosigkeit, nicht verhindern konnte. Dies erklärt Blanchard damit, dass auf Arbeitsmärkten zwangsläufig Informationsasymmetrien herrschen, die Raum für Verhandlungen und Marktmacht schaffen.⁵ Im Fall gravierender Informationsasymmetrien kann der Markt, auf sich allein gestellt, sogar zusammenbrechen.⁶ Es sind also Regelungen erforderlich, um Effizienz zu erzielen.

¹ Vgl. z. B. Horst Siebert: Deutschland in der Krise – Wie wird die Starre aufgelöst? Kieler Arbeitspapier, Nr. 1150/2003; Hans-Werner Sinn: Die Rote Laterne. Die Gründe für Deutschlands Wachstumsschwäche und die notwendigen Reformen. ifo Schnelldienst, Nr. 23/2002.

² Vgl. OECD Wirtschaftsausblick, Nr. 73/2003, vorläufige Ausgabe.

³ Vgl. Olivier Blanchard und Justin Wolfers: The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: the Aggregate Evidence. In: The Economic Journal, Vol. 110, Nr. 462/2000, S. C1–C33.

⁴ Vgl. Olivier Blanchard: Designing Labor Market Institutions. Beitrag zur Konferenz „Beyond Transition“, Warschau, April 2002.

⁵ Für ähnliche Argumente vgl. Ronald Schettkat: Arbeitsmarktflexibilität und Arbeitslosigkeit – Regulierung und Flexibilität von Märkten am Beispiel der Niederlande und der Bundesrepublik. In: Beiträge der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nr. 262/2002, S. 107–122.

⁶ Vgl. George A. Akerlof: The Market for „Lemons“: Quality Uncertainty and the Market Mechanism. In: The Quarterly Journal of Economics, Vol. 84, Nr. 3/1970, S. 488–500.

Nach Blanchard und Wolfers kann man drei Kategorien von institutionellen Variablen unterscheiden. Die erste fasst Variablen zusammen, die die Höhe der Arbeitslosigkeit beeinflussen, indem sie die Suchintensität der Arbeitslosen und die Marktmacht der bereits Beschäftigten bestimmen. Negativ wirken alle Maßnahmen einer großzügigeren Arbeitslosenunterstützung, im Falle Deutschlands also z. B. die Höhe von Arbeitslosengeld und -hilfe. Zur zweiten Kategorie zählen Variablen, deren Effekte auf die Arbeitslosigkeit nicht eindeutig sind, weil sie möglicherweise die durchschnittliche Verweildauer in der Arbeitslosigkeit verlängern, aber gleichzeitig die Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu werden, reduzieren. Diese Variablen wie der Kündigungsschutz oder allgemeine Regelungen zum Schutz der Beschäftigten modifizieren also eher die Struktur der Arbeitslosigkeit.⁷ Die letzte Kategorie fasst Variablen zusammen, die eher die Lohnhöhe betreffen, etwa Flächentarifverträge oder die relative Steuer- und Abgabenlast auf den Faktor Arbeit. Wie diese sich auf die Arbeitslosigkeit auswirken, hängt von dem Zusammenspiel mit anderen Faktoren ab.

Für einige Variablen ist es also aus theoretischer Sicht nicht eindeutig, welches Vorzeichen sie im Hinblick auf das Niveau der Arbeitslosigkeit haben. Zu bestimmen, wie stark der Effekt der einzelnen Indikatoren ist, muss den empirischen Analysen vorbehalten bleiben.

Überblick über Arbeitsmarkindikatoren

In einem ersten Schritt sind die Institutionen so zu klassifizieren und zu bewerten, dass ökonometrische Schätzungen durchgeführt werden können. Die bekanntesten und am meisten verwendeten Klassifizierungen und Bewertungen von Indikatoren stammen von der OECD⁸ und von Nickell et al.⁹ Diese werden hier mit Blick auf Deutschland vorgestellt.

Die OECD hat schon Anfang der 90er Jahre die Arbeitsmarktinstitutionen der jeweiligen OECD-Länder und deren Effekte analysiert;¹⁰ der jüngste und wichtigste Beitrag auf diesem Gebiet ist 1999 im Employment Outlook erschienen. Dort werden die Arbeitsmarktregelungen, die Arbeitnehmer vor Kündigung schützen, untersucht. Dafür wurden zwölf Indikatoren für die Bedingungen von individuellen Kündigungen regulärer Arbeitsverhältnisse, sechs Indikatoren für Zeitarbeitsregelungen und vier Indikatoren für die Bedingungen von Massenentlassungen konstruiert. Alle Indikatoren wurden zunächst auf Werte zwischen 0 (keine Regulierung) und 6 (starke Regulierung) normiert und in Gruppen und zum Gesamtindex zusammengefasst.

Für die 90er Jahre gibt es eine zusätzliche Berechnung auf der Basis eines Indikatorenbündels. Ein Teil dieser Indikatoren konnte für die 80er Jahre nicht berechnet werden. In Tabelle 1 sind die Werte für Deutschland dargestellt, und zwar für die 80er und 90er Jahre mit dem Standardsatz, für die 90er Jahre zusätzlich auch mit dem erweiterten Satz von Indikatoren. Darüber hinaus wird der Rang Deutschlands innerhalb der jeweils betrachteten Ländergruppe wiedergegeben.

Danach lag Deutschland Ende der 80er Jahre in allen Bereichen (bis auf die Kündigungsfrist und Abfindungen, die stärker dereguliert waren) im Hinblick auf die Regulierungsdichte im unteren Drittel der westeuropäischen Länder.¹¹ Diese Position hat sich in den 90er Jahren etwas verbessert; dies ist ausschließlich auf die starke Deregulierung der Zeitarbeit zurückzuführen. Der spezifische Index sank von 3,8 auf 2,3, während andere Faktoren gleich blieben; der Gesamtindex ging um 0,7 Punkte zurück. Da die anderen europäischen Länder aber in ähnlicher Weise agierten, hat sich Deutschland nur um einen Platz verbessert. Alles in allem ist nach dieser Untersuchung der Arbeitsmarkt in Deutschland stärker reguliert als bei gut der Hälfte der betrachteten europäischen Länder. Bei einem weltweiten Vergleich ist Deutschland danach unter den am stärksten regulierten Ländern einzuordnen, während die angelsächsischen Länder (USA, Großbritannien, Kanada, Australien und Neuseeland) zu den Ländern mit einer geringen Regulierungsdichte gehören.

Nickell et al. gehen in ihrer Untersuchung weiter als die OECD, indem sie bei den institutionellen Variablen mit der Arbeitslosenunterstützung und dem Lohnverhandlungssystem breitere Felder aufgreifen als nur den Beschäftigungsschutz (Tabelle 2). Die Untersuchung deckt einen längeren Zeitraum ab und bezieht sich deshalb nur auf Westdeutschland.

Der Index für den Schutz der Beschäftigungsverhältnisse stimmt mit jenem der OECD weitgehend

⁷ Bei Blanchard und Wolfers u. a. ist dies negativ mit Begriffen wie „Verkrustung“ oder „stagnierendem Arbeitsmarkt“ bewertet. Bei Gangl ist es positiv bewertet, indem solche Arbeitsmarktinstitutionen „einen relativ besseren Erhalt spezifischen Humankapitals über Arbeitslosigkeitsphasen hinweg“ ermöglichen. Vgl. Markus Gangl: Arbeitsmarktinstitutionen und die Struktur von Matchingprozessen im Arbeitsmarkt: ein deutsch-amerikanischer Vergleich. In: Wirtschaft und Statistik, Nr. 2/2003, S. 140–146.

⁸ Vgl. OECD Employment Outlook: Employment Protection and Labour Market Performance. Paris 1999, Kapitel 2, S. 48–132.

⁹ Vgl. Stefan Nickell, Luca Nunziata, Wolfgang Ochel und Glenda Quintini: The Beveridge Curve, Unemployment, and Wages in the OECD from the 1960s to the 1990s. In: P. Aghion, R. Frydman, J. Stiglitz und M. Woodford (Hrsg.): Knowledge, Information, and Expectations in Modern Macroeconomics. Princeton 2002.

¹⁰ Vgl. OECD: Jobs Study. Evidence and Explanation. Paris 1994.

¹¹ Österreich, Belgien, Frankreich, Deutschland, Irland, Niederlande, Schweiz, Großbritannien, Griechenland, Italien, Portugal, Spanien, Dänemark, Finnland, Norwegen und Schweden.

Tabelle 1

Arbeitsmarktregulierung in Deutschland im internationalen Vergleich

	Ende der 80er Jahre			Ende der 90er Jahre		
	Index ¹	Rang unter verfügbaren OECD-Ländern ²	Rang unter 16 OECD-Ländern ³	Index ¹	Rang unter verfügbaren OECD-Ländern ²	Rang unter 16 OECD-Ländern ³
Gesamtindex (Standard)	3,2	14 (19)	11	2,5	18 (26)	10
Gesamtindex (erweiterte Version)	–	–	–	2,6	20 (27)	9
Kündigungsschutz bei regulären Arbeitsplätzen	2,7	13 (20)	10	2,8	21 (27)	12
Gesetzliche Formvorschriften bei Kündigungen	3,5	18 (22)	12	3,5	24 (27)	13
Kündigungsfristen und Abfindungen bei Kündigungen im Normalfall	1,0	4 (20)	2	1,3	8 (27)	5
Schwierigkeiten bei Kündigungsverfahren	3,5	14 (20)	12	3,5	20 (27)	12
Reglementierung von Zeitarbeit	3,8	15 (20)	12	2,3	18 (26)	9
Befristete Verträge	3,5	15 (19)	12	1,8	15 (27)	6
Zeitarbeitsunternehmen	4,0	12 (24)	9	2,8	18 (26)	10
Reglementierung von Massenentlassungen im Vergleich zu Kündigungen einzelner Arbeitnehmer	–	–	–	3,1	13 (27)	7

¹ Die Indizes reichen von 0 (nicht reglementiert) bis 6 (stark reglementiert).³ Zu den Ländern im Einzelnen siehe Fußnote 11 im Text.² Die Zahl der verfügbaren OECD-Länder ist in Klammern angegeben.

Quelle: OECD Employment Outlook, a. a. O. (siehe Fußnote 8 im Text).

DIW Berlin 2003

Tabelle 2

Deutsche Arbeitsmarktposition im internationalen Vergleich¹

	1960–64	1965–72	1973–79	1980–87	1988–95	1996–99	2000
Arbeitslosenquote (in %)	0,8	0,8	2,9	6,1	5,6	7,1	6,4
Rang	2	2	5	6	6	8	10
Replacement Ratio	0,43	0,41	0,39	0,38	0,37		
Rang	13	11	8	4	4		
Dauerhaftigkeit der Arbeitslosenunterstützung ² (Index zwischen 0 und 1)	0,57	0,57	0,61	0,61	0,61		
Rang	11	11	11	9	11		
Organisationsgrad (in %)	34	32	35	34	31		
Rang	4	3	3	5	5		
Koordinierungsindex (zwischen 1 und 3)	2,5	2,5	2,5	2,5	2,5		
Rang	8	8	8	10	12		
Schutz der Beschäftigungsverhältnisse (Index zwischen 0 und 2)	0,45	1,05	1,65	1,65	1,52		
Rang	6	8	13	11	11		
Gesamte Steuer- und Abgabenquote für den Faktor Arbeit (in %)	42	44	48	50	52		
Rang	10 (14)	7	6	6	8		
	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1994
Deckungsgrad der Tarifverträge (in %)	90	90	90	90	90	90	92
Rang	5 (8)	5 (7)	6 (7)	6 (7)	10 (11)	7 (9)	9 (13) 11 (14)

¹ Angegeben ist der Rang Deutschlands (früheres Bundesgebiet) unter 15 europäischen Ländern (zu den Ländern im Einzelnen siehe Fußnote 12 im Text); bei weniger Ländern ist die Zahl in Klammern genannt.² Höhe der Arbeitslosenunterstützung nach zwei bis fünf Jahren Arbeitslosigkeit im Vergleich zum ersten Jahr.

Quelle: Nickell et al., a. a. O. (siehe Fußnote 9 im Text).

DIW Berlin 2003

überein; Deutschland lag danach Ende der 80er Jahre auf Rang 11 unter fünfzehn Ländern¹² und blieb dort auch in der ersten Hälfte der 90er Jahre. Anfang der 60er Jahre war der Indikatorwert noch deutlich niedriger und stieg bis Mitte der 70er Jah-

re. In der zeitlichen Entwicklung des Indikators kommt zum Ausdruck, dass die Arbeitsmarktinstitutionen

¹² Die in Fußnote 11 genannten Länder ohne Griechenland.

tutionen seit den frühen 70er Jahren weitgehend unverändert blieben, abgesehen von punktuellen Deregulierungen bei der Zeitarbeit in den 90er Jahren.¹³ Die tendenzielle Zunahme der Arbeitslosenquote und die Verschlechterung der Arbeitsmarktlage in Deutschland während der vergangenen 40 Jahre sind offenkundig nicht ausschließlich ein Reflex auf die Veränderung der institutionellen Arbeitsmarktkindikatoren: Die Dauer der Arbeitslosenunterstützung, der gewerkschaftliche Organisationsgrad und der Koordinierungsgrad haben sich kaum verändert, und die Position Deutschlands ist hier im Durchschnitt etwa konstant geblieben. Die Relation von Lohnersatzleistung zu Arbeitseinkommen (Replacement Ratio) ist sogar gesunken, und die Position Deutschlands hat sich hier relativ zu den anderen europäischen Ländern „verbessert“. Für die Abgaben- und Steuerquote beim Faktor Arbeit ist dagegen kein einheitliches Bild zu erkennen: Absolut ist sie gestiegen; gleichwohl nimmt Deutschland immer noch eine mittlere Position ein. Dies lässt sich dadurch erklären, dass in allen europäischen Ländern die Finanzierung des Sozialsystems den Faktor Arbeit stärker belastet hat.

Eine weitere wichtige Größe, deren Einfluss auf die Arbeitslosigkeit aber a priori unbestimmt bleiben muss, ist der Koordinierungsgrad bei den Lohnverhandlungen. Einerseits führt ein niedrigerer Koordinierungsgrad bei dezentralen Verhandlungen zu einer schwächeren Marktmacht auf der Seite der Arbeitnehmer. Dies sollte tendenziell zu niedrigeren Löhnen und auch zu einer Lohnstruktur führen, die beschäftigungsfördernd ist. Andererseits ist dann zumeist auch die Marktmacht der Arbeitgeber geringer, und gesamtwirtschaftliche Überlegungen wie insbesondere die Wahrung der Preisstabilität spielen bei den Lohnabschlüssen keine Rolle. Dies kann gleichfalls zu einer ungünstigeren Beschäftigungsentwicklung führen.¹⁴

Schätzungen der Determinanten der Arbeitslosigkeit

Um die Zusammenhänge zwischen Institutionen und Arbeitsmarktleistung besser zu erfassen, indem man andere Effekte wie makroökonomische Schocks und Interdependenzen jeglicher Art berücksichtigt, wurden in den betrachteten Studien ökonometrische multivariate Panelschätzungen¹⁵ durchgeführt. Einbezogen wurden hauptsächlich die neuesten dazu veröffentlichten Arbeiten, und zwar von der OECD, von Blanchard und Wolfers, Fitoussi et al., Nickell et al. sowie vom IWF.¹⁶

In allen diesen Untersuchungen wird mehr oder weniger einer der beiden oben erwähnten Datensätze verwendet und im Panel die Arbeitslosen-

quote in Abhängigkeit von einerseits institutionellen Variablen, andererseits makroökonomischen Variablen (Kontrollvariablen) und unter Berücksichtigung der Interaktionen zwischen den institutionellen Variablen untereinander oder mit den Kontrollvariablen geschätzt.

Die Ergebnisse (Kasten) zeigen durchweg zwei Merkmale: Erstens sind die makroökonomischen Variablen (insbesondere der Realzins und das Produktivitätswachstum) in der Regel signifikant, auch wenn die Schätzgleichungen modifiziert wurden. Zweitens sind die Institutionenvariablen meistens signifikant.

Aus theoretischer Sicht ist zu erwarten, dass ein höherer Realzins, der sich z. B. durch eine restriktivere Geldpolitik ergeben kann, die Kapitalakkumulation verlangsamt, so dass sich bei unverändertem Reallohn die Arbeitsnachfrage nach unten verschiebt und damit die Arbeitslosigkeit steigt. Ob diese Effekte langfristiger Natur sind, bleibt unklar. Die Wirkungsweise des Produktivitätswachstums ist folgendermaßen: Wenn sich die Verlangsamung des Produktivitätswachstums nicht sofort und vollständig in niedrigeren Reallohnzuwächsen niederschlägt, verschiebt sich hier auch die Arbeitsnachfrage nach unten, und die Arbeitslosigkeit steigt. Der Effekt kann aber aus theoretischer Sicht langfristig keinen Bestand haben, da die Anpassung irgendwann vollzogen sein wird.¹⁷ Die Quantifizierung dieser Einflüsse fällt jedoch in den jeweiligen Studien unterschiedlich aus. Jene Studien, denen eine Quantifizierung für Deutschland zu entnehmen ist, zeigen, dass die Realzinserhöhung und die Produktivitätsverlangsamung für 3,3 bzw. 3,4 Prozentpunkte des Anstiegs der Arbeitslosigkeit verantwortlich sind, was etwa die Hälfte des gesamten Anstiegs für Deutschland von Mitte der 70er bis Mitte der 90er Jahre ausmacht.

¹³ Nach den Zahlen von Nickell et al. hat der Arbeitsschutzindex von 1963 bis 1972 zugenommen und erst von 1988 an abgenommen. Der Index der Dauer der Arbeitslosenunterstützung ist 1973 und 1974 gestiegen, danach eine Dekade lang konstant geblieben und erst dann leicht gesunken. Die Steuer- und Abgabenquote ist erst von 1969 an stetig gestiegen; der Replacement-Ratio-Index hat von 1965 an ständig abgenommen. Die Koordinierung hat sich über den ganzen Zeitraum nicht geändert, und es ist für den Organisationsgrad kein stetiges Muster über die Zeit zu erkennen.

¹⁴ Vgl. Lars Calmfors und John Driffill: Centralization of Wage Bargaining. In: *Economic Policy*, Nr. 6/1988, S. 13–61.

¹⁵ Eine Panelschätzung benutzt Daten von denselben Individuen (hier sind es die Länder) über die Zeit und nach verschiedenen Variablen (hier die makroökonomischen und institutionellen Variablen).

¹⁶ Vgl. OECD Employment Outlook, a. a. O., Kapitel 2; Blanchard und Wolfers, a. a. O.; Jean-Paul Fitoussi, David Jestaz, Edmund S. Phelps und Gyfi Zoega: Roots of the Recent Recoveries: Labor Reforms or Private Sector Forces? Brookings Papers on Economic Activity, Nr. 1/2000; Nickell et al., a. a. O.; IWF: World Economic Outlook: Unemployment and Labor Market Institutions: Why Reforms Pay Off. Washington, D. C. 2003, Kapitel 4, S. 129–150.

¹⁷ Vgl. Blanchard und Wolfers, a. a. O.

Kasten

Die wichtigsten Ergebnisse und die Charakteristika der Modelle für die Untersuchung des Zusammenhangs von Arbeitsmarktindikatoren und Arbeitslosigkeit

1. Schätzergebnisse für Deutschland

Die Berechnung der Effekte des Realzinses und des Produktivitätswachstums für Deutschland war aufgrund unzureichender Daten (IWF) oder mangelnder Vergleichbarkeit (OECD, Nickell et al.) nicht für alle Studien möglich. Bei jenen zwei Studien (Blanchard und Wolfers, Fitoussi et al.), für die es machbar war, kann man den Effekten dieser Variablen einen Anstieg der Arbeitslosenquote um 3,3 bzw. 3,4 Prozentpunkte zurechnen, was ungefähr die Hälfte des gesamten Anstiegs für Deutschland erklärt.

	OECD	Blanchard und Wolfers	Fitoussi et al.	Nickell et al.	IWF
Makroökonomische Variablen					
Realzins ¹ 5%ige Erhöhung		+	+	+	+
		(+2,5 %)	(+0,9 %)	(+1,0 %)	(+0,9 %)
Produktivitätswachstum ² 3%ige Senkung		–	–	–	–
		(+2,0 %)	(+2,4 %)	... ³	(1,0 %)
Produktionslücke	–				
Institutionenindikatoren					
Arbeitsschutz	nicht signifikant	teilweise signifikant	nicht signifikant	nicht signifikant	+
Koordinierungsgrad	– teilweise signifikant	– teilweise signifikant	–	–	–
Zentrale/dezentrale Lohnverhandlung	nicht signifikant				
Organisationsgrad	+	+	+	+	+
	teilweise signifikant	teilweise signifikant			
Deckungsgrad	nicht signifikant	+	+		
		teilweise signifikant	teilweise signifikant		
Replacement Ratio	+	+	+	+	+
	teilweise signifikant	teilweise signifikant	teilweise signifikant		teilweise signifikant
Unterstützungsdauer ⁴	nicht signifikant	+	+		
		teilweise signifikant	teilweise signifikant		
Dauerhaftigkeit der Unterstützung ⁵				+	
Steuer- und Abgabenquote	+	+	+	+	+
	teilweise signifikant				

Die Vorzeichen (+ bzw. –) symbolisieren die Richtung des Einflusses der einzelnen Variablen auf die Arbeitslosenquote.

1 Realer Weltzins bei Fitoussi et al. Alle anderen Studien benutzen nationale langfristige Realzinsen.

2 Der IWF und Fitoussi et al. benutzen die Arbeitsproduktivität, während die anderen Studien die totale Faktorproduktivität verwenden.

3 Nickell et al. berücksichtigen die kurzfristige Abweichung der tatsächlichen Produktivität von ihrem langfristigen Trend, so dass eine Berechnung hier nicht möglich ist.

4 Bezugsdauer der Arbeitslosenunterstützung.

5 Höhe der Arbeitslosenunterstützung nach zwei bis fünf Jahren Arbeitslosigkeit im Vergleich zum ersten Jahr.

Quelle: siehe Fußnote 15 im Text.

DIW Berlin 2003

2. Charakteristika der Schätzgleichungen

Vorbemerkung

In allen untersuchten Studien wird innerhalb von Panelschätzungen die Arbeitslosenquote in Abhängigkeit von Institutionenindikatoren, makroökonomischen Variablen und unter Berücksichtigung der Interaktionen zwischen den Institutionenindikatoren untereinander sowie zwischen ihnen und den makroökonomischen Variablen geschätzt. Die Schätzgleichungen, der Zeitraum und die betrachteten Länder differieren allerdings von Studie zu Studie.

Die Variablen im Einzelnen:

u: Arbeitslosenquote	r*: Weltrealzins
X: institutionelle Variablen	g: Arbeitsproduktivitätswachstum
Z: makroökonomische Variablen	p*: realer Ölpreis
i: Länderindex	y ^w : Kapitaleinkommen
j: Institutionenindex	y ^s : Sozialtransfers
k: Makroindex	HH: Haushalte
t: Zeitindex	

OECD

$$\log(u_{it}) = c + \sum_j \beta_{ij} X_{ijt} + \sum_k \gamma_{ik} Z_{ikt} + e_{it},$$

adj. R² = 0,63 (max. 0,75 mit Interaktion zwischen den Z_k).

Panelschätzung mit 19 Ländern und zwei Perioden (1985 bis 1990 und 1992 bis 1997).

Blanchard und Wolfers

$$u_{it} = c_i + (\sum_k \gamma_{ik} Z_{ikt}) * (1 + \sum_j \beta_{ij} X_{ijt}),$$

adj. R² = 0,654 (max. 0,863 mit nur zeitinvariablen Institutionen).

Panelschätzung mit 20 Ländern und acht fünfjährigen Perioden von 1960 bis 1996. Die Daten sind Nickell (1997) entnommen und teilweise von den Autoren selbst berechnet.

Fitoussi et al.

$$u_{it} = \alpha_i + \mu_i u_{it-1} + \theta_i (\varphi_1 r_{t-1}^* + \varphi_2 g_{it} + \varphi_3 p_{t-1}^* + \varphi_4 (y^w + y^s) \times (\text{Lohnsteuer/direkte Steuer auf HH})) + \gamma_i \Delta \pi_{it} + \varepsilon_{it},$$

adj. R² = 0,97 für Deutschland mit φ_4 zu null restringiert.

Durchführung einer zweiten Schätzung: α bzw. $\theta = v_0 + \sum_j v_j X_j + \varepsilon_t$.

Panelschätzung mit 19 OECD-Ländern und Jahresdaten von 1960 bis 1998. Die Variablen für die Arbeitsmarktinstitutionen stammen von Nickell und Layard (1999).

Nickell et al.

$$u_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \delta_i^* t + \mu u_{it-1} + \sum_k \gamma_{ik} Z_{ikt} + \sum_j \beta_{ij} X_{ijt} + \sum_j \sum_l \beta_{jil} X_{ijt} X_{ilt} + e_{it};$$

adj. R² ist nicht gegeben, aber eine dynamische Simulation lässt für Deutschland auf eine gute Anpassung schließen.

Panelschätzung mit 20 OECD-Ländern (bei Deutschland nur Westdeutschland) und Jahresdaten von 1966 bis 1995. Eigene Berechnungen bei den Arbeitsmarktinstitutionenvariablen.

IWF

$$u_{it} = \alpha_i + \mu u_{it-1} + \sum_k \gamma_{ik} Z_{ikt} + \sum_j \beta_{ij} X_{ijt} + \sum_j \sum_l \beta_{jil} X_{ijt} X_{ilt} + e_{it},$$

adj. R² = 0,96.

Panelschätzung mit 20 OECD-Ländern und Jahresdaten von 1960 bis 1998. Die Daten sind Nickell et al. (2001) entnommen.

Die Ergebnisse für den Arbeitsmarktschutzindex vermitteln ein uneinheitliches Bild; unter allen Arbeitsmarktvariablen erscheint dieser am wenigsten zu einer Erklärung der Arbeitslosigkeit beizutragen. Bei den OECD-Schätzungen und bei der von Fitoussi et al. ist er in keiner Variante signifikant, in den IWF-Schätzungen dagegen immer; bei Blanchard und Wolfers sowie Nickell et al. ist er – je nach Schätzung – mal signifikant, mal nicht

signifikant. Dies lässt sich mit ihren theoretischen Erwartungen vereinbaren, nach denen primär die Struktur und nicht die Höhe der Arbeitslosigkeit durch diese Größe beeinflusst wird.¹⁸

¹⁸ "[...] there appears to be little or no associations between EPL (Employment Protection Legislation) strictness and overall unemployment" (OECD Employment Outlook, a. a. O., S. 48.) Dies wird auch durch Schätzungen bestätigt, bei denen die Zugangsrate und die Arbeitslosigkeitsdauer als endogene Variablen benutzt werden. Dort leistet dieser Index einen signifikant negativen bzw. positiven Beitrag.

Das Bild bei den anderen Indizes entspricht den theoretischen Erwartungen: Eine höhere Dauer der Arbeitslosenunterstützung, eine höhere Replacement Ratio, eine höhere Steuer- und Abgabenquote sowie ein höherer gewerkschaftlicher Organisationsgrad führen nach diesen Studien zu mehr Arbeitslosigkeit. Die Ergebnisse zeigen auch, dass ein niedrigerer Koordinierungsgrad die Arbeitslosigkeit erhöht; damit überwiegen die negativen Effekte einer mangelnden Internalisierung gesamtwirtschaftlicher Ziele die positiven einer dezentral angepassten Lohnbildung.¹⁹

Interaktionen zwischen den Indikatoren untereinander und zwischen ihnen und den makroökonomischen Variablen sind teilweise signifikant. Dies bekräftigt die Auffassung, dass das Sozial- und Arbeitsmarktsystem als Ganzes betrachtet werden muss. Obwohl diese Variablen einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Arbeitslosigkeit leisten, bleibt es schwierig, deren ökonomische Bedeutung zu erfassen. In den jüngsten zwei Studien (Nickell et al. und IWF) wird eine Simulation durchgeführt, die die Frage beantworten soll, wie sich die Arbeitslosenquote entwickelt hätte, wenn die institutionellen Variablen auf den Niveaus von 1960/1970 geblieben wären. Mit dem Vergleich zwischen diesen Simulationen und den Modellwerten kann die Bedeutung der institutionellen Regelungen für den Anstieg der Arbeitslosenquote beurteilt werden. Folgt man den Ergebnissen, so können die Veränderungen der Arbeitsmarktinstitutionen in Deutschland in den frühen 70er und in den 90er Jahren kaum die Zunahme der Arbeitslosenquote um etwa 7 Prozentpunkte von 1960 bis 1995 erklären. Sie tragen danach allenfalls 1 Prozentpunkt zum Anstieg der Arbeitslosenquote in den 80er Jahren bei. Dies würde bedeuten, dass die dramatische Zunahme der Arbeitslosigkeit in Deutschland in den vergangenen 25 Jahren nicht auf die institutionellen Gegebenheiten des Arbeitsmarktes zurückgeführt werden kann.

Interessant wäre eine Simulation, bei der die Arbeitsmarktinstitutionen ein bestimmtes Niveau annehmen und die Entwicklung über die letzten 40 Jahre verglichen würden. Der IWF hat eine ähnliche Simulation durchgeführt (europäische Koeffizienten und makroökonomische Variablen mit US-amerikanischen Institutionen) und herausgefunden, dass die Arbeitslosenquote langfristig²⁰ um 3,3 Prozentpunkte sinken würde. Diese Zahl bezieht sich allerdings auf die Euro-Zone; eine Quantifizierung speziell für Deutschland gibt es nicht.

Einen zusätzlichen interessanten Beitrag liefert Walwei²¹ auf Basis der OECD-Untersuchung von 1999. Er argumentiert, dass in erster Linie der Wachstumsunterschied zwischen den Ländern die unterschiedlichen Arbeitslosenquoten erklären könne.²² Als erklärende Variable nimmt er nicht die Arbeitslosenquote, sondern zwei Maße, die vom BIP-Wachstum bereinigt sind: die Beschäftigungsschwelle und die Beschäftigungselastizität.²³ Dabei werden jeweils zwei unterschiedliche Konzepte verwendet. Zum einen wird ermittelt, wie Wachstum auf die Arbeitslosenquote wirkt (Okunsches Gesetz), zum andern wird der Einfluss auf die Beschäftigung untersucht (Verdoornsches Gesetz). Anschließend wird der Einfluss des OECD-Arbeitsschutzindex auf diese Maße analysiert. Es ergeben sich nur sehr schwache Korrelationen.

Fazit

Die Arbeitsmarktinstitutionen, die die Lohnfindung beeinflussen (Koordinierungs- und Organisationsgrad, Umfang der Arbeitslosenunterstützung und Lohnnebenkosten), können nach übereinstimmender Meinung die Effekte von makroökonomischen Schocks verfestigen. Die verschiedenen hier ausgewerteten Studien legen nahe, dass solche Schocks wie die Erhöhung des Realzinses und die Verlangsamung der Produktivität etwa die Hälfte des Anstiegs der Arbeitslosigkeit in Deutschland von Mitte der 70er bis Mitte der 90er Jahre zu erklären vermögen. In welchem Ausmaß die institutionellen Gegebenheiten für eine Verfestigung der Schockwirkungen sorgen, lässt sich nach diesen Studien schwer quantifizieren. So ergeben die Simulationen von Nickell et al. und dem IWF für Deutschland keinen merklichen Unterschied zwischen der Arbeitslosenquote unter dem tatsächlichen institutionellen Rahmen und jener Quote, die sich ergeben hätte, wenn die Institutionen auf dem Stand von 1960 oder 1970 geblieben wären.

¹⁹ Vgl. Lars Calmfors und John Driffill, a. a. O.

²⁰ Nach drei Jahren sollte die Hälfte der gesamten Abnahme erreicht werden. Vgl. IWF, a. a. O., S. 143.

²¹ Ulrich Walwei: Labour Market Effects of Employment Protection. IAB-Topics, Nr. 48. Nürnberg 2002.

²² Die OECD kontrolliert dies zwar partiell, indem sie die Produktionslücke als erklärende Variablen einfügt. Da die OECD-Produktionslücke aber so konstruiert ist, dass sie sich nach spätestens einigen Jahren wieder schließt, kann sie nur begrenzt eine anhaltende Wachstumsschwäche, wie sie Deutschland in der 90er Jahren erlebt hat, wiedergeben.

²³ Die berechneten Schwellen stehen im Einklang mit der Studie von Logeay und Volz. Vgl. Camille Logeay und Joachim Volz: Unterbeschäftigung im Euroraum: Wachstum bleibt das Kernproblem. In: WSI-Mitteilungen, Nr. 9/2001, S. 555–561.

Aus den Veröffentlichungen des DIW Berlin
Diskussionspapiere

Erscheinen seit 1989

Nr. 339

A Simple, Analytically Solvable, Chamberlinian Agglomeration Model

Von Michael Pflüger

März 2003

Nr. 340

Target Shortfall Orderings and Indices

Von Satya R. Chakravarty, Conchita D'Ambrosio und Pietro Muliere

März 2003

Nr. 341

How to Turn an Industry Green: Taxes versus Subsidies

Von Susanne Dröge und Philipp J. H. Schröder

April 2003

Nr. 342

Doorkeepers and Gatecrashers: EU Enlargement and Negotiation Strategies

Von Herbert Brücker, Philipp J. H. Schröder und Christian Weise

April 2003

Nr. 343

Teen Births Keep American Crime High

Von Jennifer Hunt

April 2003

Nr. 344

Home Market and Traditional Effects on Comparative Advantage in a Gravity Approach

Von Dieter Schumacher

April 2003

Nr. 345

Estimation of Generalized Entropy and Atkinson Inequality Indices from Complex Survey Data

Von Martin Biewen und Stephen P. Jenkins

Mai 2003

Nr. 346

Analyzing E-Learning Adoption via Recursive Partitioning

Von Philipp Köllinger und Christian Schade

Mai 2003

Nr. 347

Improving the Institutional Structures for Disseminating Energy Efficiency in Emerging Nations: Energy Agencies in South Africa

Von Barbara Praetorius und Jan W. Bleyl

Mai 2003

Die Volltextversionen der Diskussionspapiere liegen von 1998 an komplett als Pdf-Dateien vor und können von der entsprechenden Website des DIW Berlin heruntergeladen werden (www.diw.de/deutsch/publikationen/diskussionspapiere).



Veröffentlichungshinweis

Viktor Steiner und Katharina Wrohlich
Freie Universität Berlin und DIW Berlin

Household Taxation, Income Splitting and Labor Supply Incentives – A Microsimulation Study for Germany

Abstract

We analyze potential labor supply effects of a shift from the current German system of joint taxation of married couples to a system of limited real income splitting on the basis of an econometric household labor supply model embedded in a tax-benefit model. Our simulation results show relatively small labor supply effects of a shift from the current system to one of limited real income splitting system. In the benchmark scenario of a shift to separate taxation labor supply of wives would increase substantially in West Germany, while a significant number of husbands would drop out of the labor force.

Der Gesamttext liegt als Pdf-Datei vor und kann von folgender Website heruntergeladen werden: www.fu-berlin.de/wifo/forschung/splitting.pdf

Impressum

Herausgeber

Prof. Dr. Klaus F. Zimmermann (Präsident)
PD Dr. Gustav A. Horn
Dr. Kurt Hornschild
Prof. Dr. Georg Meran (kommissarisch)
Wolfram Schrettl, Ph. D.
Dr. Bernhard Seidel
Prof. Dr. Viktor Steiner
Prof. Dr. Gert G. Wagner
Dr. Hans-Joachim Ziesing

Redaktion

Dörte Höppner
Dr. Elke Holst
Jochen Schmidt

Pressestelle

Dörte Höppner
Tel. +49-30-897 89-249
presse@diw.de

Verlag

Verlag Duncker & Humblot GmbH
Carl-Heinrich-Becker-Weg 9
12165 Berlin
Tel. +49-30-790 00 60

Bezugspreis

(unverbindliche Preisempfehlungen)
Jahrgang Euro 108,-/sFR 182,-
Einzelnummer Euro 10,-/sFR 18,-
Zuzüglich Versandkosten
Abbestellungen von Abonnements
spätestens 6 Wochen vor Jahresende

ISSN 0012-1304

Bestellung unter www.diw.de

Konzept und Gestaltung

kognito, Berlin

Druck

Druckerei Conrad GmbH
Oranienburger Str. 172
13437 Berlin

**Einer Teilaufgabe liegen
zwei Prospekte des Verlags
Duncker & Humblot bei.**